

# オーダリングシステムが病院生産性、 効率性に及ぼす影響の評価

高塚 直能\*<sup>1</sup> 西村 周三\*<sup>2</sup>

## 抄 録

医療情報システム（特にオーダリングシステム）の導入が入院医療の生産性及び効率性に与える影響を明らかにするため、自治体病院のパネルデータを解析した。一床当たり年間退院患者数（年間病床通過患者数）をアウトプット指標とした生産関数に対して、三種の確率フロンティア分析（固定効果モデル、真固定効果モデル、効率性効果モデル）を適用し、病院生産性及び技術的効率性に対するオーダリングシステム導入の影響を比較評価した。

結果、固定効果モデルでは療養病床を持たない病院においてマージナルな生産関数の上方シフトが示された。また、真固定効果モデルにおいて、前年度オーダリングシステム導入が生産関数の上方シフトに有意に関連することが示された。さらに、効率性効果モデルにおいても、前年度オーダリングシステム導入は技術的効率性と有意な正の関連を持つことが示された。これらの傾向は病院の移転・新改築等の施設更新の影響を除いてもみられた。なお、推定された技術的効率性値は各モデルにおいて大きく異なり、他モデルと比較して、真固定効果モデルでは平均値が高く、標準偏差が低い結果となった。なお、各モデル間における技術的効率性値の順序相関係数は固定効果モデルと効率性効果モデル間で0.7-0.8程度を示したが、真固定効果モデルと他モデル間との相関は0.4未満であった。

この結果より、オーダリングシステムは一定期間における退院患者数を指標とした生産関数の上方シフトもしくは技術的効率性の改善に寄与する可能性が示唆された。

キーワード：オーダリングシステム、確率フロンティア分析、技術的効率性、退院患者数、自治体病院パネルデータ

## 1. はじめに

近年、我が国をはじめとする先進諸国では、医療財源の逼迫により、医療サービス提供体制の効率化が求められている。その一方で、近年の情報化技術（Information technology：以下IT）の進展は目覚しく、その波は医療界にも及んでおり、保険請求の電算化から処方情報の電子化、さらには患者カルテ情報の電子化が進められている。こ

のような医療情報の電子化はネットワーク技術と相まって、質の高い効率的な医療提供体制の構築に寄与するものと期待されている。しかしその導入は根拠に基づくことが求められ、効果の検証作業も進めていく必要がある<sup>1)</sup>。

一口で医療のIT化といえども、評価を行う際には評価対象と評価指標を明確化する必要がある。Claudhryらは評価対象の医療情報システムを表1のように分類している<sup>2)</sup>。中でも欧米の先行研究における評価対象の多くは医療提供者の意思決定支援システム、電子カルテ、施設内指示の電子化（オーダリングシステム）についてであり、実際のシステムはこれらが統合されているケース

\*1 岐阜大学大学院医学系研究科医療管理学講座医療経済学分野准教授

\*2 京都大学大学院経済学研究科教授

表1 医療情報システムのタイプ

電子カルテ
コンピューターオーダーリングシステム
医療提供者の意思決定支援システム
結果レポート表示の電子化
処方電子化
患者の意思決定支援システム
モバイルコンピューティング
遠隔医療
医療コミュニケーションの電子化
管理
データ交換ネットワーク
知識検索システム
医療情報技術一般
その他

もある。また、評価指標としては医療の質、効率性、コストを挙げている。

本研究では、本邦における医療のIT化のなかでも特にオーダーリングシステムの導入が医療サービスの生産性、効率性に及ぼす影響について評価することを目的とする。そこでまず始めに対象となるオーダーリングシステムについて概説する。

オーダーリングシステム (Order Entry System (OES)) とは医療施設内における医療スタッフからの指示を電子化しコンピューターネットワークを通して関連部署に通達するシステムである。従来の紙ベースの各種伝票をコンピューターネットワークに移植するため、各種の指示が迅速かつ正確に伝わるというメリットを有する。そのみならず薬剤分量の間違い等のオーダーミス指摘するアラート機能を組み込むことにより医療安全に対する効果も期待されている<sup>3,4)</sup>。

一方のデメリットとしては、指示をコンピューターに入力する時間がかかりうることと導入維持に関するコストが挙げられる<sup>2)</sup>。しかし入力に伴う問題はシステム導入の初期に見られ、順次解消されていくことが報告されている<sup>5)</sup>。また導入コ

ストについては、阿曾沼らが、H15年度時点の500床規模モデル病院における電子カルテシステムを含むトータルのシステム導入費を約18億円、年間維持費を約1億円と見積もっている<sup>6)</sup>。実際には同規模以上の病院で少ないコストで済んでいること、次年度 (H16) の見積もりでは導入費用が15.5億円と低下していたことから、コストの低下余地を指摘している。とはいえ高コストであることに違いなく、公的補助を含めた経費負担のあり方について提言を行っている。

続いて我が国におけるオーダーリングシステムの導入状況であるが、平成17年度の医療施設調査によると精神科病院等を除いた一般病院7,952施設中オーダーリングシステム導入施設は1,882施設 (23.7%) である<sup>7)</sup>。開設主体別にみると最も導入率が高いのが医育機関であり (81.8%)、自治体病院を含む公的病院では約半数 (49.4%) の施設が導入している。また病床規模別にみると600床以上の施設では導入率が8割を超えるのに対して、300床未満の施設では15%と低調である。

ではオーダーリングシステムの導入は医療施設の生産性・効率性にどのような影響を及ぼすのであろうか。米国における先行研究では、対象医療機関においてオーダーリングシステム導入医療チームと未導入チームを設定し、チーム間で患者一人あたりの重複検査数や医療費、在院日数などの投入リソースを比較することにより効率性の評価を行っている<sup>5,8)</sup>。これらの報告では、オーダーリングシステム導入チームにおいて投入リソースが有意に低いことが示されており、オーダーリングシステムが効率性改善に寄与する根拠とされている。

しかし、これらの研究ではいくつかの問題点を挙げるができる。まず、対象が一医療機関もしくは少数の外来クリニックであり、外的妥当性が十分とはいえない。また患者数に対するオーダーリングシステムの影響が考慮されておらず、例え

ば入院患者において在院日数が減少したとしても、新たな入院患者数（もしくは退院患者数）に変化がなければ、スタッフの実働時間に無駄が生じてしまう現象を評価できないことも問題といえる。

## 2. 目的

そこで本研究では限られた資源でどれだけ多くの患者を治療することができるかという視点から、医療生産性・効率性に対するオーダーリングシステムの効果を明らかにすることを目的とする。具体的には複数の病院単位の数値を用い、退院患者数と医療資源投入との関係式である生産関数を推定することにより、入院医療の生産性と技術的効率性に対するオーダーリングシステム導入の影響を明らかにする。

## 3. 対象と方法

まず本研究が対象とする生産関数について説明する。生産関数とは生産活動における生産要素（Input）と生産物（Output）の関係を表す関係式であり、通常、生産物量を生産要素量が説明する形をとる。医療を例にとると、マンパワーや薬剤などの医療資源が生産要素であり、医療成果が生産物というアナロジーを考えることができる。図1は1生産要素と1生産物との関係を示す生産関数の例である<sup>9)</sup>。

この生産関数が示す曲線  $f(x)$  より上部は生産不可能であることから、この曲線を生産可能性フロンティアともいう。生産可能な生産要素と生産物との組み合わせは、この生産可能性フロンティア上を含めてそれ以下の領域となる。この生産可能性フロンティア上は投入した生産要素において最大限の生産が行われることを示しており、その状態を技術的に効率的な状態と定義する。即ち生

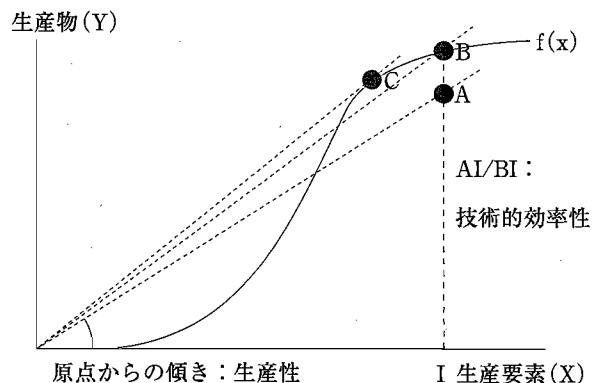
産可能性フロンティア上であればどの点であっても技術的に効率的であり、生産可能性フロンティアより下の点は技術的に非効率といえる。そこで効率性の指標として技術的非効率な生産量を技術的効率的な生産量で除した値を考えることができる。一方の生産性についてはその定義が生産物量/生産要素量であることから、各生産点と原点を結んだ直線の傾きによって示される。また生産可能性フロンティアの接線の傾きを限界生産性という。

本研究では、生産関数の技術的効率性を推定するため、確率フロンティアモデルを導入する。前述したとおり、技術的効率性 (TE) は実際のアウトプット量 (Y) を最大アウトプット量 ( $Y_{max}$ ) で除した値として定義される。この定義より実際のアウトプット量は最大アウトプット量と技術的効率性を掛け合わせたものになる。確率フロンティア分析では、生産フロンティアにさらにランダム変動分 ( $v$ ) を加味した上で技術的効率性を推定することとなる (1) 式)。

$$1) Y = Y_{max} \cdot TE \cdot \exp(v)$$

上式において、技術的効率性は0から1の値を

図1 生産関数



A: 技術的非効率, B, C: 技術的効率  
C: 生産性最大 (最適規模)  
Coelli et al.<sup>14)</sup> より

とり、1のときにその生産要素をフル活用して生産活動を行っている」と解釈される<sup>9)</sup>。

また1) 式の技術的効率性を  $\exp(-u_{it})$  として、次いで両辺の対数値をとると以下の2) 式が得られる。

$$2) \ln Y_{it} = \ln Y_{max} - u_{it} + v_{it}$$

この技術的非効率性項 ( $u_{it}$ ) の推定方法であるが、Kumbhakarらは最尤法により  $u_{it}$  を推定できるとした<sup>10)</sup>。但し、不偏一致推定量を得るためには、 $u_{it}$  は切断正規分布  $N^+[\mu, \sigma_u^2]$  等に、そして  $v_{it}$  はランダムエラー項で正規分布  $N[0, \sigma_v^2]$  に従うとし、互いに独立、また他の説明変数とも独立といった仮定が必要となる。なお技術的効率性値は前述の通り  $\exp(-u_{it})$  で得られる。

技術的効率性の推定にはパネルデータがよく用いられるが、Kumbhakarらはその利点として  $u_{it}$  や  $v_{it}$  に置く上記の仮定がクリアされ不偏推定量が得られること、また、多期間のデータを用いることにより推定値の一致性が改善されることを挙げている<sup>10)</sup>。このパネルデータに対して用いられる推定法としては、固定効果モデルとランダム効果モデルがある。ここでは、本研究に採用した三つのモデル(通常の固定効果モデルと真固定効果モデル(固定効果モデル)、効率性効果モデル(ランダム効果モデル))について触れておく。

まず、通常の固定効果モデル(以下、固定効果モデル)であるが、ここではKumbhakarらにならない、効率性が時間変動せず( $u_i$ )、2) 式の生産フロンティア部 ( $\ln Y_{max}$ ) にCobb-Douglas型生産関数を採用したケース(3) 式) で説明する。

$$3) \ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} - u_i + v_{it}$$

\*  $v_{it}$  は独立同一分布に従い、他の説明変数と独立とする

上式では、 $u_i$  は同じ時間不変の  $\beta_0$  と合わさり、施設固有の切片  $\beta_{0i} (= \beta_0 - u_i)$  として表現できる。この施設固有切片は施設ダミー変数を導入することで推定でき(LSDV (least squares with dummy variables) 推定)、さらにこの推定により  $\beta_n$  を不偏推定できる。何故なら、 $u_i$  はその分布形に係らず、また  $v_{it}$  や他の説明変数との相関があろうとも、施設ダミーに吸収されるからである。但し、実際の推定にはLSDV推定の代わりに、各変数の時間平均偏差を用いた推定法が多用される。

ここで、Schmidtらは施設固有の切片  $\beta_{0i}$  の違いは施設効率性を反映するものとして、これを用いた効率性評価指標を考案した<sup>11)</sup>。即ち、対象施設の中で最大の  $\beta_{0i}$  を示した施設を基準として、各施設の  $\beta_{0i}$  との差を非効率性値 ( $u_i = \beta_{0max} - \beta_{0i}$ ) とした。本研究においてもまずこの手法で生産関数の推定と効率性推定を行った。

しかし、この固定効果モデルでは二つの欠点が指摘されている。一つは時間変動する非効率性を扱えないこと。そしてもう一つは非効率性とは無関係な施設固有特性が非効率性項に含まれていることである<sup>12)</sup>。そこで、時間変動を考慮したり、非効率性項と無関係な施設固有特性を分離するいくつかの方法が提案された<sup>13,14)</sup>。4) 式は施設固有特性の分離を示したものである。

$$4) \ln Y_{it} = a_i + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} - u_{it} + v_{it}$$

ここで  $a_i$  は時間不変の施設固有特性を示す切片である。また非効率性項は時間変動を許す  $u_{it}$  となっている。Heshmatiらは固定効果モデルから得られる  $\beta$  の不偏推定値を用いて得られた残差に二段階の最尤法を施すことで施設固有特性を除去した非効率性項の推定を試みている<sup>14)</sup>。本研究でも施設固有特性を除去した効率性推定を行った。但し、推定法はfull log likelihoodを最大化する真固定効果モデル("true" fixed effect model)<sup>12)</sup>を採用した。

さらに、非効率性項に影響を及ぼす要因を明らかにできるということで、Kumbhakarらが提唱した効率性効果モデルについても適用を試みた<sup>15)</sup>。Kumbhakarらは、生産要素そのものではないが生産パフォーマンスに影響する要因を外生要因(環境要因、施設特異的要因)と定義した。そしてこの要因の扱いについて、生産関数の説明変数として考慮する手法とここで挙げる非効率性項の説明変数として考慮する方法を挙げている。これは外生要因を生産技術の“形”に影響するものととらえるのか、それとも技術的効率性に影響するものととらえるのかの違いであり、研究者の信条によるものとされる<sup>16)</sup>。

この外生要因を生産関数の説明変数とする場合、生産フロンティアの精緻化が期待でき、結果としてより正確な効率性推定が可能となるが、効率性の違いを説明することはできない。また最尤法推定を適用するためには外生要因Zは $u_{it}$ や $v_{it}$ と独立でなければならない。一方、外生要因を非効率性項の説明変数として扱う場合、外生要因Zと $u_{it}$ との独立条件は緩和される。何故なら $u_{it}$ は外生要因Zで説明されるからである。しかし、この推定には注意が必要である。従来用いられてきた推定法は、まず外生要因を除いて非効率性項を推定し、さらに非効率性項を外生要因で説明する二段階モデルであった。この方法は非効率性項を推定する第一段階において、非効率性項に独立同一分布を仮定するにも係らず、第二段階ではその非効率性項をいくつかの説明変数で表現することで、同一分布が仮定できないという矛盾を孕んでいる。また生産要素Xと外生要因Zの間に相関がある場合に、第一段階で外生要因を外して非効率性項を推定すると推定値にバイアスが生じるため、生産要素Xと外生要因Zとは独立でなければならないという前提も問題視されている<sup>10)</sup>。

これに対して、Kumbhakarらは非効率性項 $u_{it}$ が

外生変数Zの線形式を期待値に持つ切断正規分布に従うとした効率性効果モデルを提案した<sup>15)</sup>。この方法では、通常確率フロンティアモデルに用いられる対数尤度関数をより一般化した尤度関数を用いることで、確率フロンティアパートの係数推定と効率性効果パートの係数推定を一度に行うことができ、二段階モデルの欠点を克服できている。

本研究ではこの効率性効果モデルをパネルデータに対応させたBatteseらの方法を用いた<sup>17)</sup>。非効率性項の期待値 $\mu$ を外生要因(Z)の線形関数で置き換えた効率性効果は5)式に示すとおりである。

$$5) \quad u_{it} = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i Z_{it} + w_{it}^*$$

\* $w_{it}$ は切断正規分布 $N^+[0, \sigma_u^2]$ に従う

次いで、解析に用いたデータとモデルについて述べる。まず解析の対象は、地方自治体病院(全都道府県立病院、無作為三分の一抽出した市町村立病院)から精神科病院、小児病院等特殊な病院と2000-2004年度の5年間に新設、閉院の病院を除いた都道府県立病院172施設と市町村立病院236施設の計408施設とした。なお、抽出された市町村立病院では抽出されなかった市町村立病院に比して、病床数と解析から除外された病院の割合が若干高かったが(抽出病院224.4床、4.5%、非抽出病院211.1床、4.0%)、有意な差ではなかった。

これらの施設について、地方公営企業年鑑<sup>18)</sup>を用いて2000-2004年度まで5年間の経営指標等のパネルデータを作成し、解析に用いた。また2001年度の改正医療法施行により、病床区分の見直しが行われ、急性期を扱う一般病床と慢性期を扱う療養病床を明確に分けることとなった。そこでより急性期に特化した病院の傾向をみるため、2004年

度時点で療養病床を持つ病院を除いた316施設についても解析を行うこととした。

これら施設におけるオーダーリングシステム導入時期については月刊新医療および「電子カルテ白書」を参照した<sup>19~22)</sup>。同じ施設であってもシステムは時期を経て更新されるため、初回のシステム導入を対象とした。またオーダーリングシステムは投薬や検査など複数の部門ごとのサブシステムを包含するため、少なくとも患者属性を入力する基本システムと投薬指示に関するシステムを含むものをオーダーリングシステムの定義とした。さらにオーダーリングシステムの導入は病院施設の更新に伴い導入されることが予想されるため、対象病院もしくは設立主体自治体担当課に調査を行い、オーダーリングシステム導入の確認と併せて1995年度から2004年度における病院施設の更新として病院施設の移転新築と新棟新築（少なくとも入院病棟を対象としたもの）の有無と新施設利用開始年月について情報を得た。そして移転新築もしくは新棟新築のいずれかを有すれば病院施設更新ありと定義した。なお郵送調査票の設問に不備があったため、全対象に電子メールもしくは電話にて再度問い合わせ、全対象より回答を得た。

構築されたパネルデータを用いて以下のように生産関数を定義した(6)式。生産関数の関数形としては自由度の高いTranslog型関数を採用し、説明変数のうち  $U_{it}$  は補正要因とし、 $Z_{it}$  は年度と施設特異要因(外生変数)とした。

$$6) \ln(Output_{it}) = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j \ln(Input_{itj}) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^m \beta_{jk} \ln(Input_{itj}) \ln(Input_{itk}) + \sum_{i=1}^n \beta_i U_{it} + \sum_{i=1}^p \theta_i Z_{it} + u_{it} + v_{it}$$

$Output_{it}$ : t期i病院における一床当たり年間退院患者数(7)式)

- $Input_{it1}$ : t期i病院における一床当たり前年度末医師数
- $Input_{it2}$ : t期i病院における一床当たり前年度末看護師数
- $Input_{it3}$ : t期i病院における一床当たり前年度器械・備品償却資産額
- $\beta_0$ : 定数項(真固定効果モデルでは施設固有効果  $\alpha_i$ )
- $U_{it}$ : t期i病院における外来入院患者比率  
t期i病院における患者一人当たり入院収入(8)式の対数値
- $Z_{it}$ : 年度ダミー  
t期i病院における公営企業法全部適用: 未適用=0, 適用=1  
t期i病院における前年度オーダーリングシステム導入: なし=0, あり=1  
t期i病院における前年度病院施設更新: なし=0, あり=1  
t期i病院における救急病院告示: なし=0, あり=1  
t期i病院における病床数対数値  
t期i病院における看護基準: 2:1未満=0, 2:1=1  
t期i病院における僻地立地: 僻地以外=0, 僻地=1
- $u_{it}$ : i病院における非効率性項(真固定効果モデルでは  $u_{it}$ )
- $v_{it}$ : t期i病院における誤差項

まず、生産物となるアウトプットについてであるが、本研究では一般病床における入院医療アウトプットを評価することを目的としているため、指標としては、どれだけ多くの患者を治療したかというものが望ましい。しかし、公営企業年鑑にはそのような指標は公開されていない。代わりに公開されている一日平均入院患者数では患者入院

期間の長短は区別されず、慢性期主体の病院の生産性が高く評価されうるため、本研究の指標に用いるのは望ましくない。そこで本研究では、病床利用率を平均在院日数で除して定数倍した値がその定義からその病院における年間一床当たりの入院し退院した通過患者数（以後、この値を一床当たり年間退院患者数と呼ぶことにする。）となることから、この値を入院医療のアウトプット指標とした（7）式<sup>23)</sup>。

$$7) \frac{\text{病床利用率}}{\text{平均在院日数}} \times \frac{\text{暦日数}^*}{100} = \frac{(\text{年間新入院患者数} + \text{年間退院患者数}) \times 0.5}{\text{定床数}}$$

\*暦日数は365日であるが、1999年度2003年度はうるう年のため366日である。

スタッフ数や器械・備品償却資産額およびオーダリングシステム導入、病院施設更新については前年度（2000年度については1999年度）のデータを用いた。スタッフ数、器械・備品償却資産額については本来該年度初めのデータを用いて分析すべきだが、掲載されているデータは当該年度末のものであるため、今回の解析では前年度末の数値を推定に用いた。オーダリングシステム導入、病院施設更新についても、システム導入もしくは施設更新初期におこるトラブルの影響を避けるために前年度のデータを用いた。

補正要因としての外来入院患者比率と入院患者一人当たり入院収入は、それぞれ外来患者に費やされる生産要素の負担と各病院の入院患者重症度の違いを補正する目的で導入した。なお、入院患者一人当たり収入の導出は以下の8)式による。

$$8) \text{入院患者一人当たり収入} = (\text{入院処置手術料} / \text{人日} + \text{入院検査料} / \text{人日} + \text{入院放射線$$

料 / 人日) × 平均在院日数

次いで、施設特異要因として挙げた公営企業法の全部適用とは、すべての自治体病院が採用する地方公営企業法の財務規定に加えて、施設管理者の設置に関する組織規定と職員身分規定についても適用していることを示す。特に組織規定に記される管理者については、予算原案の作成、資産管理・処分、職員の任命・給与の決定権などが付与され、経営の自由度改善が期待されるため説明変数として加えた。

他の施設特異要因としては、病床数の対数値は病院規模を、救急病院告示、看護基準2対1（入院患者2人に対して看護職員1人の採用）は病院の機能を、僻地立地は病院の外的環境を示すものとして解析に含めた。

ここで挙げた施設特異要因を完全な外生要因と言い切ることはできないが、現場より上層において導入可否が決定されるものとして、外生要因扱いとした。

続いて効率性効果モデルについてであるが、このモデルはTranslog型生産関数を採用した確率フロンティアパート（9）式と効率性効果パート（10）式からなる。

$$9) \ln(\text{Output}_{it}) = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j \ln(\text{Input}_{itj}) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^m \beta_{jk} \ln(\text{Input}_{itj}) \ln(\text{Input}_{itk}) + \sum_{i=1}^n \beta_i U_{it} - u_{it} + v_{it}$$

$$10) u_{it} = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i Z_{it} + w_{it}$$

変数の構成は $\text{Output}_{it}$ 、 $\text{Input}_{it}$ 、 $U_{it}$ については上記生産関数（6）式と同じである。一方、効率性効果の説明変数には、6）式の変数 $Z_{it}$ に加え、2000年度二次医療圏人口100万人以上ダミー、開

設主体都道府県立ダミー、都道府県ダミーを含めた。なお、二次医療圏の定義は2002年末時点のものである。

最後に推定モデルの妥当性検証法について述べる。まず、Translog型生産関数の妥当性を検討するため、二次項と交差項を除いたCobb-Douglas型生産関数との尤度比検定を行った。また固定効果モデルにおいては施設効果が説明変数と無関係であると仮定して推定を行うランダム効果モデルと比較検討するためHausman検定を行った。

次いで、効率性効果モデルにおいては以下の帰無仮説についても尤度比検定を行い、検証した。

帰無仮説1：効率性効果はない

$$\gamma^* = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_{59} = 0$$

$$*\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$$

帰無仮説2：説明変数Zは効率性に影響しない

$$\delta_1 = \dots = \delta_{59} = 0$$

帰無仮説3：効率性効果の切片係数が0である

$$\delta_0 = 0$$

また、尤度比検定によりTranslog型関数が支持されたとしても、さらに検討すべきは関数の単調性および準凹性の破綻の有無についてである<sup>24,25)</sup>。生産関数の単調性とは生産関数は生産要素の増加関数であるということ、準凹性とは各生産量に対応する等量曲線が原点に向かって凸となることである。これらは確率フロンティア分析に必要とされる条件である。

単調性については各生産要素の生産物に対する弾力性(11)式)が正であれば満たされる。

$$11) \sigma_j = \beta_j + 2\beta_{jj} \ln(Input_{ij}) + \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq j}}^m \beta_{jk} \ln(Input_{ik}) > 0$$

一方の(厳密な)準凹性については、以下に示す緑付きヘッセ行列(12)式の符号が負値定符号であることを示す必要がある<sup>25)</sup>。

$$12) BH = \begin{bmatrix} 0 & f_1 & f_2 & f_3 \\ f_1 & f_{11} & f_{12} & f_{13} \\ f_2 & f_{21} & f_{22} & f_{23} \\ f_3 & f_{31} & f_{32} & f_{33} \end{bmatrix}$$

$$f_j = \sigma_j \frac{Output_{it}}{Input_{ij}}$$

$$f_{jj} = (\beta_{jj} + (\sigma_j - 1)(\sigma_j)) \frac{Output_{it}}{Input_{ij}^2}$$

$$f_{jk} = (\beta_{jk} + \sigma_j \sigma_k) \frac{Output_{it}}{Input_{ij} Input_{ik}}$$

上記の式に生産要素の係数と各データを当てはめ、単調性及び準凹性の条件を満たす病院の割合を求めた。

以上、本研究の解析にはSTATA ver10<sup>26)</sup>、LIMDEP9.0<sup>27)</sup>、FRONTIER4.1<sup>28)</sup>を用いた。

#### 4. 結果

2000年度から2004年度の5年間ににおける経営主体別のオーダーリングシステム導入率の推移を図2に示す。2000年から2003年にかけて順調に増加しているが、近年にかけて頭打ちの傾向がみられた。

表2にオーダーリングシステム導入状況別の施設特性を示す。オーダーリングシステムをすでに導入している施設は病床数も大きく、在院日数も短く、一床あたりのスタッフ数も多いことから急性期を

図2 経営主体別オーダーリングシステム導入率推移

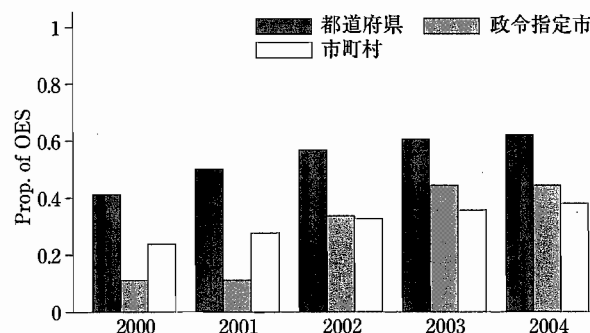




表2 オーダリングシステム導入状況別施設特性の変化

	未導入 211施設		既導入 87施設		期間内導入 110施設	
	2000年	2004年	2000年	2004年	2000年	2004年
病床数 (SD)	179.32 (148.97)	176.02 * (148.14)	399.79 (205.32)	402.05 (199.24)	341.25 (191.66)	347.05 (192.00)
県立病院 (%)	66/211 (31.28)		50/87 (57.47)		56/110 (50.91)	
施設更新 (%)	29/211 (13.74)	40/211 (18.96)	41/87 (46.07)	48/87 (53.93)	21/110 (18.42)	49/110 * (42.98)
平均在院日数：(日) (SD)	26.74 (12.06)	23.23 * (9.94)	21.22 (5.07)	18.29 * (3.55)	21.25 (4.81)	18.81 * (6.17)
病床利用率：(%) (SD)	75.81 (15.70)	72.91 * (17.24)	85.77 (9.54)	82.26 * (10.72)	83.17 (9.90)	79.75 * (11.56)
退院患者数/床・年 (SD)	11.92 (4.39)	12.99 * (4.88)	15.60 (15.60)	17.15 * (3.88)	15.29 (3.62)	16.59 * (4.07)
平均外来患者数/床・日 (SD)	2.64 (1.03)	2.29 * (0.92)	2.49 (0.87)	2.10 * (0.67)	2.68 (0.80)	2.21 * (0.61)
医師数/床 (SD)	0.09 (0.04)	0.08 * (0.04)	0.13 (0.05)	0.13 (0.05)	0.11 (0.04)	0.11 * (0.04)
看護師数/床 (SD)	0.49 (0.15)	0.49 (0.16)	0.64 (0.17)	0.65 * (0.18)	0.58 (0.14)	0.59 * (0.15)
器機・備品償却資産額/床：(千円) (SD)	2,302.26 (1,530.55)	2,543.32 (2,102.96)	4,679.74 (2,944.21)	3,942.74 * (2,233.30)	3,287.38 (1,916.72)	4,564.97 * (2,787.03)
医業収入/床：(千円) (SD)	13,464.17 (4,217.87)	12,491.93 * (4,435.08)	17,474.04 (4,029.60)	17,151.09 (4,522.55)	16,385.04 (3,514.89)	15,684.96 * (4,165.51)
医業費用/床：(千円) (SD)	15,166.03 (4,374.92)	14,376.27 * (4,519.35)	20,221.66 (5,694.59)	19,589.45 * (5,540.43)	18,026.92 (4,260.29)	17,703.33 (4,557.45)

\*P<0.05

主体とした病院であることが伺われる。そして期間内導入施設、未導入施設へと規模、一床あたりスタッフ数とも低下していくことから、オーダーリングシステムの導入は大病院から始まり中小病院へ広がりつつあることが読み取れる。しかし、2000年から2004年の各種特性値の変化を見てみると、導入状況に係らず同じ変化となる傾向が見られた。特に一床当たり年間退院患者数はどのカテゴリーでも増加しており、逆に一床あたり一日外来患者数はどのカテゴリーでも減少していた。さらに施設更新を見てみると期間内導入施設群では

5年間に施設更新の割合が有意に増加しており、オーダーリングシステムの導入は何らか施設の更新を伴うことが示唆された。

固定効果モデルによる生産関数の推定結果を表3に示す。生産関数のシフトに対しては外来入院患者比、患者一人当たり入院収入、2004年度、病床数、僻地立地が負に働き、逆に公営企業法全部適用、前年度施設更新が正に働くことが示された。前年度オーダーリングシステム導入については療養病床を除いた病院に限るとマージナルな正相関がみられた。推定モデルの妥当性については、尤度

表3 固定効果モデルによるパラメータ推定値

	療養病床あり施設含む			療養病床あり施設除く		
	Coef.	S.E.	Z	Coef.	S.E.	Z
医師数	0.369	0.281	1.310	-0.062	0.320	-0.190
看護師数	0.337	0.448	0.750	0.073	0.477	0.150
器機・備品償却資産額	0.013	0.123	0.100	0.112	0.118	0.950
医師数 <sup>2</sup>	-0.025	0.034	-0.730	-0.030	0.037	-0.830
看護師数 <sup>2</sup>	0.150	0.129	1.160	0.286	0.138	2.070
器機・備品償却資産額 <sup>2</sup>	-0.004	0.007	-0.620	-0.006	0.006	-0.900
医師数×看護師数	0.069	0.112	0.610	-0.129	0.127	-1.010
医師数×器機・備品	-0.037	0.026	-1.410	-0.002	0.031	-0.060
看護師数×器機・備品	0.020	0.045	0.450	0.016	0.048	0.320
外来入院患者比率	-0.001	0.000	-8.530	-0.001	0.000	-7.590
入院収入／患者	-0.537	0.017	-31.500	-0.492	0.022	-22.540
2001年度	0.008	0.008	0.970	0.010	0.008	1.260
2002年度	-0.008	0.009	-0.970	0.003	0.009	0.400
2003年度	0.006	0.009	0.670	0.005	0.009	0.510
2004年度	-0.037	0.010	-3.680	-0.032	0.010	-3.180
公営企業法全部適用	0.036	0.018	2.020	0.015	0.017	0.870
前年度オーダーリングシステム導入	0.005	0.012	0.450	0.020	0.012	1.760
前年度施設更新	0.121	0.020	6.100	0.103	0.020	5.250
救急病院の告示	0.010	0.036	0.270	0.045	0.034	1.330
病床数	-0.330	0.061	-5.440	-0.303	0.067	-4.530
看護基準2:1	-0.006	0.016	-0.400	-0.010	0.016	-0.620
立地（僻地）	-0.117	0.026	-4.510	-0.123	0.028	-4.370
Constant	11.527	0.761	15.140	9.981	0.797	12.530
$\sigma_u$	0.673			0.586		
$\sigma_e$	0.116			0.103		
$\rho$	0.971			0.970		
R <sup>2</sup> (within)	0.469			0.393		

比検定およびHausman検定の結果、有意差 $P<0.01$ をもってTranslog型関数および固定効果モデルが支持された。

次いで、真固定効果モデルの結果を表4に示す。こちらでは療養病床の有無に係らず、公営企業法全部適用、前年度オーダーリングシステム導入、救急病院の告示、病床数、看護基準2:1が生産関数の上方シフトに有意な関連を示し、外来入院患者比率、患者一人当たり入院収入、僻地立地が下方

シフトに有意な関連を示した。

Hausman検定では固定効果モデルが支持されたが、表5には効率性効果モデルのパラメータ推定値を示した。表において、確率フロンティアパート(5)式の係数 $\beta$ と効率性効果パート(6)式の係数 $\delta$ を提示している。なお係数 $\delta$ は非効率性項に対する影響を示すので、 $\delta$ が正なら非効率性が増大し、負なら非効率性が減少すると解釈される。公営企業法全部適用、前年度オーダーリングシ

表4 真固定効果モデルのパラメータ推定値

	療養病床あり施設含む			療養病床あり施設除く		
	Coef.	S.E.	Z	Coef.	S.E.	Z
医師数	2.002	0.130	15.352	0.878	0.205	4.293
看護師数	0.187	0.261	0.716	1.340	0.344	3.898
器機・備品償却資産額	-0.827	0.039	-21.370	-0.383	0.055	-6.924
医師数 <sup>2</sup>	0.074	0.025	2.968	0.020	0.031	0.643
看護師数 <sup>2</sup>	-0.165	0.064	-2.559	0.051	0.077	0.668
器機・備品償却資産額 <sup>2</sup>	0.028	0.003	9.373	0.010	0.005	2.178
医師数×看護師数	-0.037	0.074	-0.501	-0.072	0.091	-0.786
医師数×器機・備品	-0.178	0.012	-14.599	-0.070	0.022	-3.152
看護師数×器機・備品	-0.011	0.028	-0.402	-0.140	0.039	-3.575
外来入院患者比率	0.000	0.000	-5.863	-0.001	0.000	-9.886
入院収入／患者	-0.269	0.010	-28.273	-0.293	0.013	-22.963
2001年度	0.009	0.015	0.635	0.012	0.019	0.636
2002年度	0.014	0.015	0.955	0.012	0.019	0.644
2003年度	0.043	0.015	2.844	0.014	0.019	0.720
2004年度	0.011	0.015	0.724	-0.021	0.019	-1.058
公営企業法全部適用	0.039	0.008	4.753	0.043	0.009	4.764
前年度オーダーリングシステム導入	0.024	0.009	2.537	0.036	0.010	3.454
前年度施設更新	0.011	0.008	1.277	0.018	0.009	1.867
救急病院の告示	0.086	0.010	8.773	0.153	0.011	13.539
病床数	0.120	0.007	16.132	0.109	0.008	13.227
看護基準2:1	0.064	0.009	7.268	0.059	0.010	5.933
立地（僻地）	-0.126	0.013	-9.876	-0.166	0.017	-9.918
$\sigma^*$	0.423	0.006	69.154	0.345	0.006	55.939
$\lambda^{**}$	1.538	0.088	17.474	0.922	0.108	8.501
$\sigma_u$	0.354			0.234		
$\sigma_v$	0.230			0.254		

\*  $\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$

\*\*  $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$

ステム導入（療養病床を除いた施設に限るとマージナルに有意）、救急病院告示、病床数、看護基準2:1は非効率性と負（技術的効率性との間に正）の関連を示した。一方、僻地立地、二次医療圏人口100万人以上、設立主体が都道府県立であることは技術的効率性と負の関連を示した。

さらに効率性効果に対する尤度比検定の結果についても表6に示す。こちらもすべての帰無仮説は棄却され、効率性効果をモデルに組み込むこと

が支持された。

関数の単調性と準凹性については、どのモデルにおいても、医師、看護師、器機・備品償却資産額の70%以上の点で単調性を満たしていた。また準凹性に関しては、療養病床を有する病院を含めたモデルにおいて60%以上の点で基準を満たしていたのに対し、他のモデルでは基準を満たす点は60%未満であった。但し、各生産要素の平均値を代入したところ、すべてのモデルで単調性と準凹

表5 効率性効果モデルのパラメータ推定値

	療養病床あり施設含む			療養病床あり施設除く		
	Coef.	S.E.	t-ratio	Coef.	S.E.	t-ratio
生産フロンティア						
医師数	1.276	0.307	4.156	0.948	0.390	2.433
看護師数	-0.135	0.445	-0.303	1.197	0.504	2.375
器機・備品償却資産額	-0.426	0.134	-3.190	-0.343	0.141	-2.427
医師数 <sup>2</sup>	0.065	0.039	1.685	0.082	0.042	1.983
看護師数 <sup>2</sup>	-0.102	0.103	-0.982	0.204	0.111	1.830
器機・備品償却資産額 <sup>2</sup>	0.014	0.006	2.198	0.010	0.007	1.511
医師数×看護師数	-0.196	0.118	-1.664	-0.330	0.126	-2.616
医師数×器機・備品	-0.106	0.029	-3.696	-0.060	0.039	-1.518
看護師数×器機・備品	0.001	0.046	0.026	-0.158	0.055	-2.866
外来入院患者比率	0.000	0.000	-1.132	-0.001	0.000	-6.269
入院収入／患者	-0.272	0.014	-19.970	-0.331	0.017	-19.236
Constant	9.598	0.780	12.298	10.116	0.917	11.029
効率性効果						
2001年度	-0.008	0.031	-0.277	-0.013	0.030	-0.420
2002年度	-0.019	0.031	-0.613	-0.012	0.029	-0.406
2003年度	-0.080	0.033	-2.434	-0.006	0.031	-0.195
2004年度	0.005	0.032	0.157	0.069	0.031	2.218
公営企業法全部適用	-0.133	0.042	-3.146	-0.070	0.034	-2.054
前年度オーダーリングシステム導入	-0.100	0.038	-2.623	-0.055	0.029	-1.886
前年度施設更新	0.016	0.030	0.551	-0.042	0.028	-1.495
救急病院の告示	-0.074	0.032	-2.343	-0.165	0.028	-5.806
病床数	-0.355	0.031	-11.480	-0.260	0.020	-12.755
看護基準2:1	-0.238	0.038	-6.208	-0.141	0.029	-4.813
立地（僻地）	0.113	0.036	3.161	0.212	0.037	5.744
二次医療圏人口100万人以上	0.115	0.054	2.133	0.095	0.039	2.414
設立主体都道府県	0.159	0.038	4.222	0.227	0.032	7.105
Constant	2.029	0.140	14.516	1.477	0.104	14.158
$\sigma^2$	0.099	0.007	14.167	0.064	0.003	20.195
$\gamma$	0.832	0.016	50.484	0.792	0.019	40.795
log likelihood function	274.920			426.722		

\*効率性効果の都道府県ダミー（46変数）については省略した。

性の両基準が満たされていた。

最後に各モデルにおいて推定された技術的効率性値と各モデル間における技術的効率性値の順序相関係数を示す（表7）。真固定効果モデルでは平均値が最も高く、標準偏差は最も低かった。逆

に固定効果モデルでは平均値が最も低く、標準偏差は最も高かった。また年度別には2002、2003年度にかけて増加し、2004年度に減少する傾向がみられた。さらに療養病床の有無別では、総じて療養病床あり施設を除いた解析において技術的効率

表6 効率性効果モデルに対する仮説検証 尤度比値

	療養病床あり施設含む	療養病床あり施設除く	$\chi^2_{0.95}$ 値
$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_{59} = 0$	1017.25	1030.65	80.23*
$\delta_1 = \dots = \delta_{59} = 0$	831.96	881.88	77.93
$\delta_0 = 0$	178.20	135.59	3.84

\*本来使用すべき mixed  $\chi^2$  分布の統計表ではこの値より若干大きな値となる

表7 各モデルにおける効率性値（平均値、標準偏差、最大値、最小値、順序相関係数）

	療養病床あり施設含む				療養病床あり施設除く			
	平均値	SD	Min	Max	平均値	SD	Min	Max
固定効果モデル	0.414	0.194	0.047	1.000	0.351	0.195	0.017	1.000
真固定効果モデル								
2000年	0.842	0.024	0.611	0.923	0.789	0.047	0.399	0.921
2001年	0.843	0.015	0.705	0.886	0.790	0.036	0.528	0.872
2002年	0.843	0.014	0.705	0.910	0.791	0.033	0.550	0.893
2003年	0.843	0.016	0.763	0.922	0.790	0.034	0.640	0.903
2004年	0.842	0.027	0.610	0.913	0.788	0.052	0.396	0.900
効率性効果モデル								
2000年	0.777	0.154	0.290	0.976	0.761	0.165	0.227	0.974
2001年	0.785	0.156	0.284	0.976	0.767	0.167	0.254	0.967
2002年	0.789	0.157	0.294	0.978	0.773	0.168	0.197	0.977
2003年	0.789	0.161	0.315	0.981	0.792	0.162	0.191	0.980
2004年	0.768	0.174	0.252	0.979	0.774	0.172	0.130	0.968
順序相関係数	固定 × 真固定	固定 × 効率性	真固定 × 効率性		固定 × 真固定	固定 × 効率性	真固定 × 効率性	
2000年	-0.104	0.806	0.181		-0.248	0.714	0.010	
2001年	0.062	0.828	0.267		-0.010	0.748	0.176	
2002年	0.087	0.848	0.254		-0.068	0.781	0.085	
2003年	0.028	0.836	0.220		0.158	0.827	0.205	
2004年	0.075	0.833	0.326		0.239	0.815	0.388	

性値は低い値を示した。なお各モデル間の順序相関係数は固定効果モデルと効率性効果モデルとの相関が高く、真固定効果モデルと他のモデル間の相関はさほど高いものではなかった。

### 5. 考察

本研究では技術的効率性を推定できる複数の確率フロンティアモデルを用い、一床当たり年間退院患者数を生産物とした生産関数を推定することで、オーダーリングシステム導入の入院医療生産性及び効率性に対する影響を評価した。分析の結果、

療養病床あり施設を含めた固定効果モデルを除いて、どのモデルにおいてもオーダーリングシステムの導入は生産フロンティアシフトに対して正、もしくは技術的効率性に対して正の関連を認めた。

前述したように、オーダーリングシステム導入により患者一人当たりの投入資源節約効果を評価した米国の先行研究とは異なり、本研究は一定期間における退院患者数に対する効果を評価したものである。これによりオーダーリングシステム導入は患者一人当たりの投入資源節約のみならず、一定期間内の患者処理能力向上にも有効である可能性が示された。その理由として、情報伝達の正確性と迅速性に寄与するといわれるオーダーリングシステムを導入することで、情報伝達が改善され、生産要素の力が十分に発揮されるという背景を考慮することができる。何故なら、病院施設は多部門、多職種が関わる職場であり、特に急性期病院では部門間、職種間での情報伝達の不備は在院日数の長期化等の致命的なパフォーマンス低下につながる可能性があるからである。

この研究に類似するものとして、飛田の報告がある<sup>29)</sup>。飛田は95年～2001年の都道府県パネルデータを用い、オーダーリングシステム普及率を説明変数とした病院生産関数を確率フロンティア分析により推定している。しかし、オーダーリングシステム普及率が入院医療に対する正の生産性を示すにとどまり、非効率性項への影響評価までは行われていない。また、対象が都道府県であり説明変数も少ないことから、交絡バイアスの影響も大きいことが懸念される。

オーダーリングシステム導入の入院医療の生産性や技術的効率性に対する因果関係を明らかにするためには、オーダーリングシステム導入以外の要因を揃えた上で、オーダーリングシステム導入群と未導入群間の生産性や技術的効率性を比較することが望ましい。残念ながら、そのような実験は実施

が困難であるため、本研究のような観察研究においてはオーダーリングシステム導入に関連する他の要因により、因果関係の特定が困難となる。そこで本研究では、オーダーリングシステム導入に関連する他の要因によって生じるバイアスを極力排除するため、病院単位のパネルデータを用い、生産性や技術的効率性に影響するであろう交絡要因についても把握できるものについては解析に組み入れ、分析を行った。

特に固定効果モデルでは時間不変の施設固有要因を除去することでより不偏な推定量を得ることができる。しかし、この固定効果モデルから得られる非効率性値は非効率性に関係ない施設要因も含んでいるため、本研究では施設要因と非効率性項を分離できる真固定効果モデルについても解析を行った。

また、上記二つのモデルではオーダーリングシステム導入を生産関数の説明変数として解析しているため、生産フロンティアへの影響しか分からない。そこで効率性効果モデルも採用し、効率性に対するオーダーリングシステム導入効果についても検討した。但し、繰り返すが、施設特異要因を生産技術の“形”に影響するものととらえるのか、それとも技術的効率性に影響するものとするのかは研究者の信条による。医療分野において生産関数に効率性効果モデルを採用した研究としてはLaineらの報告がある<sup>30)</sup>。Laineらは老人施設介護サービスについて、その技術的効率性と介護の質との関係を明らかにするため、上述のモデルを採用している。

続いて、他の説明変数について検討する。生産関数のシフト要因としては、総じて外来入院患者比、患者一人当たり入院収入、僻地立地が負に働くことが示された。これは入院に対して外来患者が多ければ入院医療の生産性は低下するであろうし、患者一人当たり入院収入が示す重症度が高く

なればやはり生産性の低下が考えられるため、妥当な結果だと思われる。僻地立地についても、高齢患者が主体で長期入院患者の割合が高いという理由を考えることができる。

逆に生産関数の上方シフト要因としては、総じて公営企業法の全部適用、前年度施設更新、救急病院の告示が挙げられた。施設更新については医療需要を喚起する側面もあるが、これらの意図することと結果に矛盾はない。

病床数など、固定効果モデルと真固定効果モデルとの結果が異なる変数も見受けられた。特に多重共線性などの原因も考えられなかったため、モデルの違いによるものと考えられる。

次いで技術的効率性に影響を及ぼす要因であるが、正の関連を示したものは、公営企業法全部適用、救急病院の告示、病床数、看護基準2:1であった。看護基準が高いということは人手をかけているという意味では効率性にマイナスに働く可能性もあるが、ハイレベルの病院を裏付けるものでもあり、効率性にもよい方向に働くと考えられる。

逆に技術的効率性に負の関連を示したものは、僻地立地、二次医療圏人口100万人以上、都道府県立病院であった。二次医療圏人口100万人以上は大都市圏を意味する。大都市圏では多数の医療機関が集中しており競争も激しいと考えられる。(2000年度二次医療圏人口対数値と2001-2002年度病院要覧(医学書院)を用いて算出した二次医療圏一般病床数のHerfindahl-Hirschman Indexとの相関係数は-0.75であった)。そのような状況では患者を取り合うため過剰な投資が行われる可能性があり、効率性が低下しうる。これはData Envelopment Analysisにより医療機関の集中が効率性に負に働くことを示したAokiらの結果とも一致している<sup>31)</sup>。また都道府県立については政策医療や不採算医療へのより強い関与を考慮することができる。

推定された技術的効率性の平均値については、真固定効果モデルで0.79-0.84、効率性効果モデルで0.77-0.78であった。これは県立病院に限った前回の報告<sup>23)</sup>の約0.72より若干高い数値であった。また、中山は100床以下の公立一般病院を対象に距離関数を用いた技術的効率性の平均値の推定を行っているが、産出指向の距離関数で0.602、投入指向の距離関数において0.721という結果を示している<sup>32)</sup>。また海外においてもBiørnらによるノルウェーの病院を対象としたData envelopment analysisでは、1996年の77.15から2000年の82.12への技術的効率性平均値の改善を報告している<sup>33)</sup>。これら先行研究の例からみても、本研究における技術的効率性値の平均値は大きく外れたものではないといえる。

しかし、固定効果モデルの推定値はこれら先行研究の値と比較すると極めて低い値であった。これは効率性とは関連しない施設特異要因を含めて推定しているためと考えられる。その施設特異要因を分離して効率性を推定した真固定効果モデルでは効率性の平均値が高くなるだけでなく、施設間のばらつきも小さくなる。つまり、施設特異要因を除くと施設間の効率性値にさほど大きな差はないということである。但し、真固定効果モデルでは時間変動しない施設固有非効率性が施設固有項に含まれるため、逆に効率性を過大評価している可能性がある<sup>34)</sup>。また、各モデル間の順序相関をみると、固定効果モデルと効率性効果モデル間の相関は高いが、真固定効果モデルとの相関は低かった。これは効率性効果モデルにおいても効率性と評価するものの中に効率性と無関係な施設固有要因が混入している可能性を示すものである。

複数モデル間の非効率性値比較はGreeneも示している<sup>35)</sup>。Greeneによる銀行パネルデータ解析では固定効果モデルと真固定効果モデルの非効率

性平均値と標準偏差は特に差は見られず、効率性効果モデルのそれは他のモデルに比して低い値を示していた。しかし、各モデル間の相関は本研究と同様、固定効果モデルと効率性効果モデル間に高い相関がみられ、真固定効果モデルと他のモデル間の相関は低かったことを報告している。なお、説明変数の係数についてはどのモデルにおいても大きな差はみられなかったとしている。

次いで、本研究の問題点について考察する。まず、採用した効率性効果モデルについてであるが、Greeneは非効率性項と説明変数との無相関を仮定するランダム効果モデルに異議を唱えており、Batteseらの効率性効果モデルにおいても結果の改善はみられなかったとしている<sup>35)</sup>。また効率性効果モデルにおいてはデータがモデルによく適合している場合は問題ないが、適合していないと極端な結果を返すうとして、その乱用に警告を鳴らしている<sup>27)</sup>。本研究においてその評価は難しいが、効率性推定値における真固定効果モデルとの相関係数は決して高い値ではない。但し、効率性効果モデルで効率性に影響した要因は、真固定効果モデルにおいても生産関数に対して同様な働きを示しており、モデル間の大きな矛盾は見られなかった。なお真固定効果モデルにおいても、説明変数の線形関数を平均とした切断正規分布に非効率性項が従うとするモデルも提案されているが<sup>27)</sup>、本研究で試みたところ結果を得ることはできなかった。

また、本研究では生産関数の生産物指標に入院医療のみを考慮した。これは近年の病院における入院医療特化を受けて行ったことであるが、外来医療も含めて複数の生産物を考慮する手段もないわけではない。費用関数<sup>36,37)</sup>や距離関数<sup>38)</sup>などの活用が考えられるが、費用関数では費用最小化等の制約がかかること<sup>9)</sup>、また距離関数についてはまだ推定法に改善の余地があることから<sup>38)</sup>、それ

らによる解析は見合わせた。今回の解析では、外来医療については、コントロール要因として説明変数に含めることで対応した。

次に、入院医療の生産物として用いた退院患者数についてであるが、当然ながら軽症患者が主体であれば重症患者主体に比べて退院患者数は多くなると考えられる。欧米などでは医療機関間での生産物比較をする際には施設間で異なる疾患、重症度をケースミックスインデックスにより補正を行った上で比較を行っている<sup>36,37)</sup>。我が国でも一部報告は見られるが<sup>39)</sup>、米国や英国ほど一般的に用いられる指標とはなっておらず、早急に整備することが望まれる。今回の解析対象の病院に対しても統一されたケースミックス係数はなく、本研究ではその代用として、入院患者一人当たり収入(手術・検査・放射線)を用いて対応している。この指標を採用した理由は、これらの医療行為が重症度にある程度比例し、尚且つ入院期間のある一時点に集中すると考えられるからである。入院患者収入の細目としては他に入院料や投薬料などがあるが、これらは入院期間に比例すると考えられるので、今回の代理変数から除外した。

またどのような状態で退院するのかということも重要である。今後は退院時の転帰情報を組み込むなど質的情報も考慮して、より妥当な入院医療アウトプット指標の確立が期待される。

最後に、本研究では一定期間における診療密度とオーダリングシステムの関連を評価したことになる。しかし地域医療における医療スタッフ不足が問題となっている昨今、オーダリングシステムを始めとする医療IT化が医療スタッフの負担をどれだけ軽減するかという視点も重要であると考えられる。今後、それについても続けて検討していくこととしたい。



## 6. 結語

本研究では、複数のモデルにおいて、一定期間における退院患者数を指標とした入院医療生産関数に対するオーダーリングシステムの影響を評価した。結果、オーダーリングシステムは入院医療生産関数の上方シフトもしくは技術的効率性の改善に寄与する可能性が示唆された。但し、技術的効率性に対する影響評価については、評価モデルのさらなる検討が必要である。

## 謝辞

本研究は（財）医療経済研究・社会保険福祉協会医療経済研究機構より第10回（2006年度）研究助成を受けて実施することができました。また、大日康史先生（国立感染症研究所）には本研究における解析上の不備をご指摘いただき、改善のための貴重なアドバイスを頂きました。ここに改めて感謝の意を表します。

## 参考文献

- 1) Agency for Healthcare Research and Quality. Costs and Benefits of Health Information Technology. Evidence Report 132, 2006.
- 2) Chaudhry, B. et al. Systematic review: impact of health information technology on quality, efficiency, and costs of medical care. *Ann Intern Med.* 2006; 144: 742-752
- 3) Bates, DW. et al. Effect of computerized physician order entry and a team intervention on prevention of serious medication errors. *JAMA.* 1998;280: 1311-1316
- 4) Evans, RS. et al. A computer-assisted management program for antibiotics and other anti-infective agents. *N Engl J Med.* 1998;338: 232-238
- 5) Tierney, WM. et al. Physician inpatient order writing on microcomputer workstations. Effects on resource utilization. *JAMA.* 1993;269: 379-383
- 6) 阿曾沼元博, 他. 電子カルテシステムが医療及び医療機関に与える効果及び影響に関する研究 (厚生労働科学研究報告), 厚生労働省標準的電子カルテ推進委員会資料2003
- 7) 厚生労働省、平成17年医療施設調査・病院報告、厚生統計協会2003.
- 8) Bates, DW. et al. A randomized trial of a computer-based intervention to reduce utilization of redundant laboratory tests. *Am J Med.* 1999;106: 144-150
- 9) Coelli, T.J. et al. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*: Springer 2006.
- 10) Kumbhakar, CS. and Knox Lovell, CA. *Stochastic Frontier Analysis*: Cambridge University Press 2000.
- 11) Schmidt, P. and Sickles, R. Production frontiers with panel data. *Journal of Business and Economic Statistics* 1984;2:367-374
- 12) Greene, W. Fixed and random effects in stochastic frontier models. *Journal of Productivity Analysis* 2005;23:7-23
- 13) Kumbhakar, CS. Production frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency. *Journal of Econometrics* 1990;46:201-212
- 14) Heshmati, A and Kumbhakar, CS. Farm heterogeneity and technical efficiency: Some results from Swedish dairy farms. *Journal of Productivity Analysis* 1994;5: 45-61
- 15) Kumbhakar, SC. Ghosh, S. McGuckin JT. A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Farm. *Journal of Business and Economic Statistics* 1991;9: 279-286
- 16) Coelli, T. Perelman S. Romano E. Accounting for environmental influences in stochastic frontier models: with application to international airlines. *Journal of Productivity Analysis* 1999;11:251-273
- 17) Battese, GE. and Coelli, T.J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Empirical Economics* 1995;20:325-332
- 18) 総務省、地方公営企業年鑑第47-52集、地方財務協会（東京）、2001-2006.
- 19) 電子カルテ白書、月刊新医療、2004.
- 20) 月刊新医療、1995;7:82-99
- 21) 月刊新医療、2000;7:104-121

- 22) 月刊新医療、2000;8:134-145
- 23) 高塚直能, 西村周三. 入院医療サービスの生産性評価に用いるアウトプット指標の妥当性評価—一床当たり年間退院患者数と病床利用率の比較—. 病院管理. 2006;43: 103-115
- 24) Resti, A. Efficiency measurement for multi-product industries: A comparison of recent techniques based on simulated data. *European Journal of Operational Research* 2000;121:559-578
- 25) Sauer, J. Economic theory and econometric parametric efficiency analysis. *Empirical Econ.* 2006;31: 1061-1087
- 26) STATA Corp, Cross-sectional time-series reference manual release 10, Stata Press Publication, 2007.
- 27) Greene, W. LIMDEP 9.0 Econometric Modeling Guide, Volume 2, Econometric Software, Inc., 2007.
- 28) Coelli, T.J. A Guide to FRONTIER Version 4.1, CEPA Working Paper, 1996.
- 29) 飛田英子, 医療IT化の普及促進に向けて—IT技術が病院の効率性に与える影響の実証分析—. *Japan Research Review* 2004;1: 49-83
- 30) Laine, J. et al., Measuring the productive efficiency and clinical quality of institutional long-term care for the elderly. *Health Econ.* 2005;14:245-256
- 31) Aoki K, Bhattacharya J, Vogt WB, Yoshikawa A, Technical Efficiency of Hospitals, *Health Economics of Japan*. University of Tokyo Press. 1996.
- 32) 中山徳良, パラメトリックな方法とノンパラメトリックな方法による距離関数の比較:日本の公立病院の例. *医療と社会*2003;13:83-95
- 33) Biørn E, Hagen TP, Iversen T, Magnussen J. The Effect of Activity-Based Financing on Hospital Efficiency: A Panel Data Analysis of DEA Efficiency Scores 1992-2000. *Health Care Management Science* 2003;6:271-283
- 34) Greene, W. Distinguishing between heterogeneity and inefficiency: stochastic frontier analysis of the World Health Organization's panel data on national health care systems. *Health Econ.* 2004; 13: 959-980
- 35) Greene, W. Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics.* 2005;126:269-303
- 36) Vita, MG. Exploring hospital production relationships with flexible functional forms. *J Health Econ.* 1990;9: 1-21
- 37) Escarce, JJ. and Pauly, MV. Physician opportunity costs in physician practice cost functions. *J Health Econ.* 1998;17; 129-151
- 38) O'Donnell, C.J. Coelli, T.J. A Bayesian approach to imposing curvature on distance functions. *Journal of Econometrics* 2005;126: 493-523
- 39) 物価構造政策委員会、医療価格に関する作業委員会最終報告書、内閣府、2001.

#### 著者連絡先

高塚 直能  
岐阜大学大学院医学系研究科医療管理学講座  
医療経済学分野  
〒501-1194 岐阜市柳戸1-1  
e-mail : naoyoshi@gifu-u.ac.jp

## Effect of Order Entry System on Hospital Productivity and Efficiency for Inpatient Care in Japan

Naoyoshi Takatsuka, MD<sup>\*1</sup>, Shuzo Nishimura, PhD<sup>\*2</sup>

### Abstract

In this study, we assessed the effect of Order Entry System on hospital productivity and efficiency for inpatient care by using municipal hospital panel data in Japan. We developed hospital production function for inpatient care, which had annual discharge cases per bed as a dependent variable. Then 3 kinds of stochastic frontier analyses were applied to the production function to estimate technical efficiency score. Also we examined the effect of hospital characteristics including installation of Order Entry System on the hospital productivity and technical efficiency.

As the result, we found positive effect of the installation of Order Entry System on hospital production frontier shift and technical efficiency improvement. This effect was not related to the relocation or renewal of hospital facilities. Among 3 models, true fixed effect model showed the highest mean value estimate and the narrowest deviation estimate of technical efficiency score. However, the efficiency score of true fixed effect model was not correlated with the scores of other 2 models.

These results suggested the possible positive effect of Order Entry System on hospital production frontier shift and technical efficiency improvement for inpatient care.

**[key words]** Order Entry System, stochastic frontier analysis, technical efficiency, number of discharge cases, municipal hospital panel data

---

\*1 Department of Health Economics, Gifu University Graduate School of Medicine

\*2 Kyoto University Graduate School of Economics